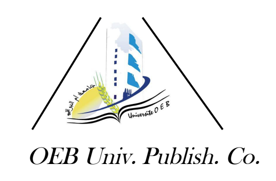
مجلة البحوث الاقتصادية والمالية
ISSN : 2352 - 9822
E-ISSN : 2588-1574
المجلد الخامس/ العدد الأول
جوان 2018



OEB Univ. Publish. Co.

اختبار فرضية منحنى J على الميزان التجاري بين مصر والصين

Testing the Hypothesis of the J Curve on the Trade Balance between Egypt and China

د. علياء نبيل خضير
كلية التجارة وإدارة الأعمال، جامعة حلوان، مصر
aliaanabil2007@gmail.com

تاريخ الاستلام: 2018/01/21 تاريخ التعديل: 2018/03/26 تاريخ قبول النشر : 2018/04/19
تصنيف JEL: B27، B22

الملخص :
شهدت التجارة الثنائية بين مصروالصين توسعاً بشكل كبير في السنوات الأخيرة. إلا أن هناك ندرة في الدراسات ركزت على فهم كيفية تأثر هذه التجارة بانخفاض قيمة العملة. والغرض من هذه الدراسة هو سد تلك الفجوة من خلال فحص مدى انطباق فرضية منحنى Jعلى الميزان التجاري لمصر في علاقته مع الصين باستخدام بيانات السلاسل الزمنية في الفترة من 1995 إلى 2016. وقد جاءت درجة تكامل المتغيرات متباينة بين المستوى الصفري والفرق الاول. لذلك، اعتمدت الدراسة الحالية على نموذج الانحدار الذاتي للمبطئات الموزعة. وقد اظهرت النتائج التي تتعلق بالأجل الطويل تأييداً لانطباق الفرضية. وهذا يعنى أن انخفاض قيمة الجنيه المصري أمام اليوان الصيني من شأنه ان يؤدى الى تحسين الميزان التجاري المصري مع الصين على المدى الطويل. اما في المدى القصير فلم تظهر النتائج تأييدا لانطباق الفرضية. وتوصى الدراسة باعتبار انخفاض قيمة العملة أحد الحلول التي تساعد على لتحسين وضع الميزان التجاري لمصر في علاقتها مع الصين، ولكن مع ضرورة ألا يمتد الامر لاعتباره الحل الوحيد خاصة وأن تأثيره على جانب الواردات لم يبدو واضحاً .

الكلمات المفتاحية: مصر؛ الصين؛ منحنىJ؛ الميزان التجاري؛ سعر الصرف.

Abstract:

Bilateral trade between Egypt and China has expanded substantially in recent years. Few studies however have focused on understanding how this trade is affected by currency depreciation? The purpose of this study is to fill a gap in the literature by examining J curve hypothesis, on Egypt trade balance with china, using the time series data from 1995 to 2016. The order of integration of variables is mixed between zero level for some variables and first derivative for others, so the Autoregressive Distributed Lag approach is applied. The results support the hypothesis of J-curve only in the long run, while don’t support it in short run. It implies that depreciation of the Egyptian pound against the Chinese Yuan improves trade balance of Egypt with China in the long run. The study recommends that depreciation should be considered as one of the options already available to improve Egypt's trade balance with China, but it should not be considered the only solution, especially since its impact on the import side is not clear.

Keywords: Egypt, China, J-curve, Trade Balance, Exchange Rate.

1- مقدمة

يعد تحديد سعر الصرف واحداً من أبرز المهام التي تقع على عاتق صانعي السياسات الاقتصادية في الدول النامية بوجه عام. ويعزى ذلك لما لتحركات سعر الصرف من أثر جوهري على أداء ميزان المدفوعات لدولة. فهو بمثابة الأداة التي كثيراً ما يتم اللجوء إليها لتصحيح اختلالات الميزان التجاري الذي يشكل البنية الأساسية في ميزان المدفوعات. وتجد هذه الأداة التصحيحية أصولها الفكرية فيما يعرف "بفرضية منحنى **J**".

وبالنظر لما يعانيه الاقتصاد المصري كاقتصاد نام من مشكلات يأتي في مقدمتها تلك الاختلالات الملحوظة في الميزان التجاري، كان من الضروري البحث عن مدى إمكانية استخدام سعر الصرف في علاج تلك الاحتلالات. وهو الأمر الذي يتطلب معه التعرف على مدى انطباق فرضية منحنى **J** على واقع الاقتصاد المصري.

للوقوف على حجم معاناة الميزان التجاري المصري، فقد أفادت الإحصاءات الرسمية للبنك المركزي المصري أن العجز التجاري قد تصاعد ليبلغ نحو 33.7 مليار دولار عام 2014/2013 مقابل 30.7 مليار دولار عام 2013/2012 بمعدل 9.8%، واستمر في الارتفاع بمعدل يقترب من 14% حيث سجل 38.8 مليار دولار عام 2015/2014. وحول نفس القيمة مع بعض الانخفاض الطفيف، سجل نحو 38.7 مليار دولار في عام 2016/2015.

وتعد قيم جانب الواردات هي المسئول الأساسي عن تفاقم العجز التجاري. فقد بلغت نحو 59.8 مليار دولار عام 2014/2013 في الوقت الذي لم تتجاوز فيه حصيلة الصادرات 26.1 مليار دولار، وقد انعكس ذلك على انخفاض نسبة تغطية الصادرات السلعية إلى المدفوعات عن الواردات السلعية إلى 43.7% مقابل 46.8% عام 2013/2012. وواصلت هذه النسبة تراجعها عام 2015/2014 لتصل إلى 36.3%، جراء ارتفاع المدفوعات عن الواردات السلعية إلى 60.8 مليار دولار في حين تراجعت حصيلة الصادرات إلى 22.1 مليار دولار. وخلال عام 2016/2015 لم تتجاوز هذه النسبة 32.06%.

ويشير التوزيع الجغرافي للواردات السلعية في السنوات الأخيرة إلى أن الصين تأتى في المركز الأول كأهم شريك تجارى لمصر في جانب الواردات حيث تمثل 41.5% من إجمالي الواردات المصرية من الدول الأسيوية غير العربية عام 2016/2015، وذلك بعد أن كانت تستحوذ على 39.1% منها عام 2015/2014. كما تعد الصين من الأسواق الهامة المستقبلة للمنتجات المصرية حيث مثلت الصادرات إليها نحو 22.4% من إجمالي الصادرات إلى الدول الآسيوية غير العربية (البنك المركزي المصري، سنوات مختلفة).

وتبعاً للإحصاءات الدولية فإن المدفوعات عن الواردات المصرية السلعية من الصين قد بلغت وحدها عام 2016 نحو 7989 مليون دولار في حين بلغت حصيلة الصادرات المصرية السلعية إليها فقط 540 مليون دولار. الأمر الذى يعنى وجود عجز تجارى تصل قيمته إلى نحو 7.4 مليار دولار(**UNCTAD statistics**).

وعند مقارنة الأرقام الواردة عام 2016 بشأن العجز التجاري في ميزان المدفوعات المصري بوجه عام وبشأن العجز التجاري في ميزان المدفوعات بين مصر والصين بوجه خاص، يمكن الخروج بنتيجة مفادها أن عجز التعامل التجاري في العلاقات المصرية الصينية يشكل وحده نحو خمس ما يعانيه الميزان التجاري المصري من عجز. ومن ثم، فإن التوجه نحو تحسين وضع الميزان التجاري يجب أن يبدأ بالبحث في كيفية تحقيق تحسين الميزان التجاري مع الصين أولاً.

وفى إطار سعى الحكومة المصرية نحو تحسين وضع الميزان التجاري لميزان المدفوعات، فقد لجأت إلى تبنى سياسة تخفيض سعر صرف العملة الوطنية كأحد الركائز الأساسية لبرنامج الإصلاح المصري الذي بدأ منذ التسعينيات. وقد استتبع تخفيض قيمة العملة الوطنية أمام الدولار نتيجة لقرارات تحريره التي اعلنتها الحكومة حدوث انخفاض في قيمته أمام اليوان الصيني.

وبمقارنة مبدئية للتغيرات التي شهدها كل من سعر صرف بين الجنيه واليوان والوضع التجاري بين مصر والصين يتضح أنه قد وصل سعر صرف اليوان عام 2003 نحو 70 قرشاً بعد أن كان يعادل 54قرشاً عام 2002. ثم استمر في مساره التصاعدي حتى أنه سجل عام 2011 نحو 91قرشاً مقابل العام السابق عليه حيث كان قد بلغ 83قرشاً. ومؤخراً مع إعلان البنك المركزي عن تحرير سعر الصرف في 3 نوفمبر 2016، فقد بلغ سعر صرف اليوان 1.5جنيهاً مقابل 1.2جنيهاً عام 2015. وعلى الجانب الآخر، أشارت الأرقام الرسمية إلى أنه على الرغم من أن الميزان التجاري بين مصر والصين معبراً عنه بنسبة تغطية الصادرات للواردات قد سجل في عام 2003تراجعاً حيث بلغت تلك النسبة 16.6% بعد أن كانت قد بلغت عام 2002 نحو 23.5%، إلا أن هذه النسبة قد شهدت بوجه عام تحسناً خلال سنوات تلك الألفية التي واكبت معظم الانخفاضات في قيمة العملة الوطنية. فقد تراوحت النسبة بين 6% – 19% ما بعد عام 2002 وحتى عام 2016، وذلك بعد أن كانت تتراوح بين 1%– 10% قبل عام 2002 **(UNCTAD statistics).**

وعلى ذلك، فإن محور الدراسة الحالية هو أثر تغيرات سعر الصرف على وضع الميزان التجاري بين مصر والصين. وتتمثل تساؤلات الدراسة في كل من:

- ماهي طبيعة تأثير تغيرات سعر الصرف بين اليورو الصيني والجنيه المصري على وضع الميزان التجاري بين البلدين في الأجل الطويل؟
- ماهي طبيعة تأثير تغيرات سعر الصرف بين اليورو الصيني والجنيه المصري على وضع الميزان التجاري بين البلدين في الأجل القصير؟

فهذه الدراسة تسعى لاختبار مدى انطباق فرضية منحنى **J** على وضع الميزان التجاري المصري مع الصين. وتشير فرضية منحنى **J**تبعاً للفكر الاقتصادي إلى أن تخفيض قيمة العملة الوطنية يؤدى إلى تحسين وضع الميزان التجاري للدولة في الأجل الطويل وذلك بعد فترة قصيرة من التدهور فيه **(Rose and Yellen, 1989)**. وتبعا لذلك، يمكن تقسيم فرضيات الدراسة على النحو التالي:

- يؤدى انخفاض قيمة الجنيه المصري أمام اليوان الصيني إلى تحسن وضع الميزان التجاري بين مصر والصين في الأجل الطويل، أي تتحقق فرضية منحنى **J** في الأجل الطويل.
- يؤدى انخفاض قيمة الجنيه المصري أمام اليوان الصيني إلى تدهور وضع الميزان التجاري بين مصر والصين في الأجل القصير، أي تتحقق فرضية منحنى **J** في الأجل القصير.

ولأجل اختبار ذلك، تستخدم الدراسة منهجية الانحدار الذاتي للمبطئات الموزعة The Autoregressive Distributed Lag (ARDL) باعتبارها الأكثر ملائمة لمحور الدراسة، حيث يمكن من خلالها تتبع الآثار في الأجلين القصير والطويل بما يتفق مع فرضية منحنى **J**. هذا وقد تعددت الدراسات التي تناولت فرضية منحنى **J** على مستوى الدول النامية وأيضاً المتقدمة، ولكن ما تعلق منها بالاقتصاد المصري كان محدوداً للغاية، فضلاً عن كونه يعانى من تحيز التجميع الناشئ عن استخدام بيانات للتجارة بينها وبين باقي دول العالم أو بينها وبين شركائها التجاريين عموماً. فهذه الدراسة تتميز بكونها تختبر هذه الفرضية بالتطبيق على الميزان التجاري المصري مع الصين فقط. وهي تغطى الفترة من عام 1995 حتى عام 2016، وذلك وفقاً لما توافر من بيانات حديثة في شأن العلاقة

محل الدراسة. وتستعرض الدراسة فيما يلي الفكر الاقتصادي للعلاقة، ثم ملامح تطور التبادل التجاري بين مصر والصين ومدى ارتباط ذلك بتحركات سعر الصرف. ويستتبع ذلك إعداد النموذج القياسي الخاص بالدراسة وتحليل نتائجه. وتختتم الدراسة بأهم ما توصلت إليه والتوصيات المقترحة لصانعي القرار.

2- الفكر الاقتصادي حول منحنى J وواقعه التطبيقي

تمثل أفكار مارشال–ليرنر التي تبلورت فيما عرف بشرط مارشال– ليرنر Marshall-Lerner Condition اللبنة الأساسية لفكرة منحنى **J**. ويتمثل هذا الشرط في كون تخفيض قيمة العملة من شأنه أن يؤدى إلى تحسين وضع الميزان التجاري للدولة في الأجل الطويل إذا ما كان مجموع مرونات الطلب على الصادرات والواردات أكبر من الواحد. ويستند هذا الشرط لمدخل المرونات في تفسير ميزان المدفوعات. ذلك أن تخفيض قيمة العملة يؤدى إلى تغير الأسعار النسبية حيث تنخفض أسعار الصادرات مقومة بالعملة المحلية في حين ترتفع أسعار الواردات مقومة بالعملة الأجنبية، ومن ثم يزيد الطلب الخارجي على الصادرات ويقل الطلب المحلى على الواردات **(Ziramba and Chifamba, 2014)**.

وخلال السبعينيات من القرن السابق، تم اكتمال بناء فكرة منحنى **J** استناداً إلى دراسة ماجى Magee التي استندت على الملاحظة العملية لواقع الميزان التجاري الأمريكي وذلك في أعقاب تخفيضات أجريت للدولار خلال عام 1971، وأسفرت عن تفاقم العجز في الميزان خلال العام التالي على التخفيض وصل إلى 6.8 مليار دولار بعد أن كان العجز 2.7 مليار عام 1971. وقد أسفرت الدراسة عن كون التخفيض الحقيقي في العملة إنما يؤدى في الأجل القصير إلى تراجع الميزان التجاري للدولة قبل أن يعمل على تحسينه في الأجل الطويل فيما يشبه الحرف اللاتيني **J**. وتم تفسير ما يحدث من تراجع في الأجل القصير بوجود فجوات الإبطاء Adjustment lags. وهذه الفجوات تتمثل في كل من فجوات زمنية تمر بين تعديل أسعار التعاقدات ما قبل وبعد التخفيض فيما يطلق عليه فجوات تعديل الأسعار، وفجوات زمنية تمر لحين يتم تعديل الكميات المعروضة المنتجة

فيما يطلق عليه فجوات تعديل الكميات **(Bahmani-Oskooee and Ratha, 2004)**.

وقد تزايدت الدراسات التطبيقية المعينة باختبار مدى انطباق منحنى **J** سواء على مستوى الدول المتقدمة أو الدول النامية. وقد تنوعت فيما بينها من حيث نوع البيانات والمنهجيات المستخدمة، وتوصلت إلى نتائج متباينة. نذكر منها على سبيل المثال لا الحصر، دراسة **Rose and Yellen (1989)** التي استخدمت بيانات تمتد لخمس وعشرين عاماً للولايات المتحدة، وأشارت إلى عدم وجود دليل معنوي إحصائياً على انطباق هذا المنحنى. وباستخدام دوال الاستجابة اعتماداً على نموذج تصحيح الخطأ، توصلت دراسة **Hacker and Hatemi-J (2003)** إلى انطباق منحنى **J** على خمس دول أوروبية هي بلجيكا والدانمارك وهولندا والنرويج والسويد. أما بصدد الدول النامية، فقد جاءت دراسة **Suri and Shome (2013)** مؤيدة لانطباق المنحنى على واقع الميزان التجاري الهندي باستخدام بيانات شهرية تمتد فيما بين عامي 2010 و2012، وقد اعتمدت على معنوية معامل الارتباط بيرسون في تأكيد ما وصلت إليه. وباستخدام منهجية ARDL، توصلت كل من دراسة **Zirambra and Chifamba (2014)** ودراسة **Baba and Yazici (2016)** إلى عدم تأييد انطباق المنحنى على كل من نيجيريا وجنوب أفريقيا على التوالي.

وعن واقع الميزان التجاري بين كل من الاقتصاد المصري والاقتصاد الصيني التي هما محل اهتمام الدراسة الحالية، فلم يتوافر لعلم الباحثة أي دراسة تربط بينهما مباشرة على وجه الخصوص لأجل اختبار مدى انطباق منحنى **J**. واقتصرت الدراسات المتوفرة بشأن المنحنى على وضع كل دولة منهما على حدة أو علاقة كل منهما بدولة أخرى، فيما ادخلت دراسة واحدة الصين ضمن الشركاء التجاريين لمصر ولكن لم تركز عليها بشكل منفصل حيث ظلت نتائجها تجميعية عن كل الشركاء.

فعلى صعيد الاقتصاد الصيني، قد تركزت الدراسات حول الميزان التجاري للعلاقة بين الصين وشركائها التجاريين من الدول المتقدمة وأهمها كل من الولايات المتحدة والمملكة المتحدة وذلك باستخدام بيانات قطاعية تتعلق بالقطاع الصناعي ومنهجية التكامل المشترك. فقد أسفرت دراسة **Bahmani-Oskooee and Wang (2011)** عن تحقق

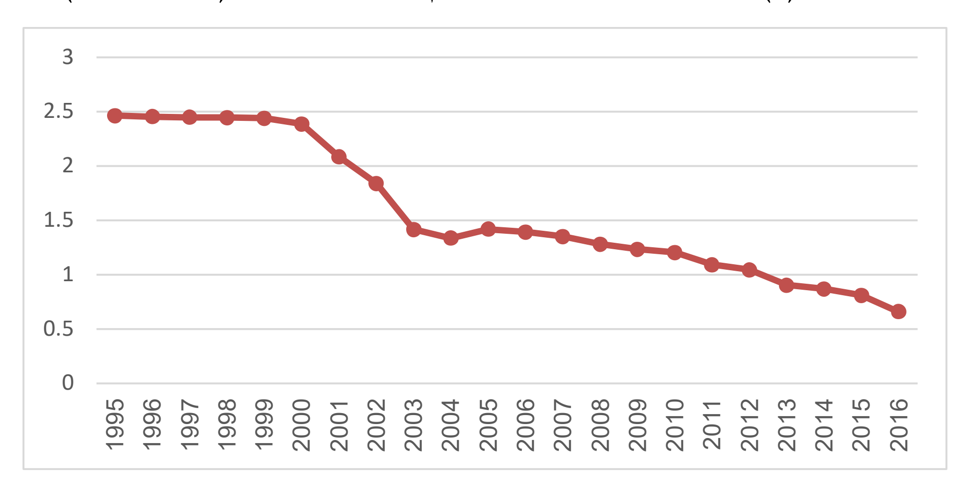
انطباق منحنى **J** على صادرات وواردات 22 صناعة يتم تبادلها بين الصين وأمريكا. كما امتد نطاق تحقق الفرضين لعدد أكبر من الصناعات التي يتم تبادلها بين الصين وبريطانيا تبعاً لدراسة **Bahmani-Oskooee and Zhang (2013)**.

أما عن الاقتصاد المصري، فقد كان من الدول العربية القلائل التي ركز عدد من الدراسات على اختبار مدى انطباق المنحنى **J** عليه. فقد كان هناك دراستين تخصان الاقتصاد الجزائري ممثلة في كل دراسة وهيبة (**2017**). ودراسة كمال (2016)، فضلاً عن دراسة **Suleman et al. (2014)** حول الميزان التجاري للعلاقة بين السعودية وباكستان. وقد اقتصر النصيب المصري من الدراسات على ثلاث دراسات. الدراسة الأولى وهي دراسة **Kulkarni (2001)**، وقد استخدمت التحليل الوصفي لبيانات السلاسل الزمنية لكل من مصر وغانا وتوصلت إلى توافق ذلك مع منحنى **J** في كل منهما. أما الدراستين التاليتين فقد اختلفتا في نوع البيانات التي تم الاعتماد عليها. فقد استخدمت دراسة **Bahmani-Oskooee and Hosny (2013)** بيانات ربع سنوية حول تجارة مصر مع العالم بشأن 36 صناعة خلال الفترة (1994–2007)، وتوصلت إلى تأييد تحقق منحنى **J** على 16 صناعة منها. أما دراسة **Abd-El-Kader (2013)** فقد استخدمت بيانات البانل السنوية لعلاقة مصر مع 20 دولة من شركائها التجاريين من بينها الصين، واتفقت مع الدراسة السابقة في تأييد تحقق المنحنى خلال الفترة (1989–2010).

3- تحليل علاقة عناصر الميزان التجاري بتغير سعر الصرف بين مصر والصين

شهد سعر الصرف بين الجنيه المصري واليوان الصيني حالة من الاستقرار النسبي مع انخفاض طفيف خلال فترة التسعينيات متأثراً بحالة الاستقرار النقدي التي صاحبت السنوات الأولى من تطبيق برنامج الإصلاح الاقتصادي المصري. إلا أنه مع ظهور أزمات العملة ونشاط السوق السوداء مع نهاية التسعينيات وبداية الألفية الراهنة، تأثرت علاقات الجنيه المصري بعملات شركائها التجاريين، ومن بينها علاقتها باليوان الصيني.

شكل (1): تطور قيمة العملة الوطنية أمام اليوان خلال الفترة (1995–2016)



المصدر: إعداد الباحثة اعتماداً على (UNCTAD statistics)

فقد كان سعر اليوان مع الجنيه مستقراً نسبياً حول قيمة تتراوح بين 0.40 – 0.41 مما يعني أن كل جنيه مصري يعادل تقريباً نحو 2.4 يوان صيني حتى عام 1999. إلا أن سعر اليوان مع الجنيه أخذ يتجه نحو الارتفاع متأثراً بأوضاع البلاد خاصة مع توجه الحكومة نحو تخفيض الجنيه المصري منذ عام 2001 بعد الاستنزاف المستمر لاحتياطيات الصرف الأجنبي، والتي انخفضت من حوالي 22 مليار دولار في عام 1998 إلى 14 مليار دولار في فبراير 2001، فضلاً عن أثر تداعيات أحداث 11 سبتمبر على تقلص الإيرادات السياحية (الباجورى، 2016). والشكل (1) يوضح انخفاض قيمة الجنيه المصري أمام اليوان بوضوح منذ بداية دخول الألفية الراهنة، واستمرار ذلك حتى عام 2016 مع استمرار التزام مصر بتنفيذ سياسات الإصلاح الاقتصادي في الوقت الذي تعاني فيه أسواق الصرف الأجنبي من اختلالات بين الطلب والعرض. فقد انخفضت قيمته من 2.3 يوان عام 2000 إلى 2.08 عام 2001 ومنها إلى 1.4 عام 2003 واستمر في الهبوط حتى ثبتت قيمته لتصل فقط إلى 0.65 يوان عام 2016.

وقد كان لانخفاض قيمة العملة الوطنية مقابل اليوان تأثيره على مسار تطور كل من الصادرات والواردات فيما بين البلدين. فمن خلال تتبع معدل تغير الصادرات المصرية في علاقته بمعدل تغير قيمة الجنيه المصري مقابل اليوان كما في الشكل (2)، يتضح أن

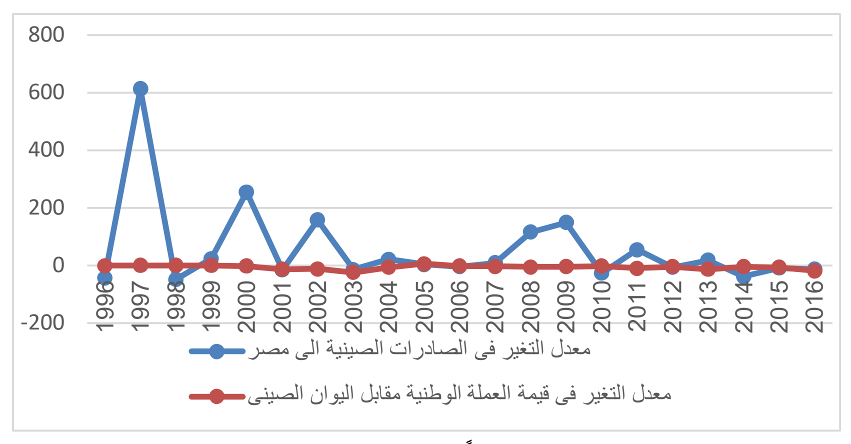
الصادرات قد حققت معدلاً للنمو موجباً خلال عدد كبير من السنوات التي سجلت فيها قيمة الجنيه المصري انخفاضاً أمام اليوان. فقد ارتفعت الصادرات عام 1999 بمعدل 28.8% عندما انخفضت قيمة الجنيه بمعدل 0.2%، صاحب انخفاض قيمة الجنيه في عام 2002 بمعدل ملحوظ بلغ 11.7% زيادة ملموسة في الصادرات التي قفز معدل نموها لما يفوق 100% حيث وصل إلى نحو 159%. كذلك أظهرت الفترة (2007–2013) انخفاضاً في قيمة الجنيه ونمواً في قيمة الصادرات المصرية نحو الصين. وتبعاً لذلك فهناك ثمة اتجاهات متعاكسة بين مسار انخفاض الجنيه المصري مقابل اليوان وأداء الصادرات في الميزان التجاري لمصر خلال غالبية سنوات الفترة محل الدراسة. وبالتالي يعد تخفيض قيمة العملة الوطنية عاملاً مؤثراً في سلوك الصادرات المصرية في معظم فترة الدراسة بوجه عام على النحو الذي يشير إلى إمكانية تحقق فرضية منحنى **J** في الأجل الطويل.

أما بشأن سلوك الواردات المصرية من الصين وعلاقتها بتغيرات سعر الصرف فيما بينهما. فإن الشكل (3) يشير إلى توجه الواردات نحو الارتفاع خلال معظم سنوات الفترة محل الدراسة على الرغم من انخفاض قيمة الجنيه المصري. ذلك أنه باستثناء أعوام 1996 و2001 و2009 و2016، فقد سجلت الواردات معدلات نمو موجبة خلال باقي سنوات الفترة. الأمر الذي يمكن تفسيره بعدم مرونة الواردات المصرية من الصين لتغيرات سعر الصرف.

فبالرجوع إلى هيكل هذه الواردات يتضح أن السلع المصنعة تشكل المكون الأكبر فيها مقارنة بالواردات من السلع الأولية. وتعد الواردات المصنعة التي تتسم بمستوى مهارة وكثافة تكنولوجية مرتفع ومتوسط هي الشق الأكثر حجماً مقارنة بالواردات ذات التكنولوجيا المنخفضة. وتأتى الواردات من السلع الهندسية والإلكترونية في مقدمة تلك الواردات المصنعة ذات المستوى المهارى المرتفع (على، 2013). وعلى ذلك فإن نوعية الواردات المصرية القادمة من الصين يغلب عليها كونها ليس لها بدائل محلية، وبالتالي فإنه ليس من المتوقع أن يؤدى تخفيض قيمة العملة الوطنية إلى تخفيض الكميات ال مطلوبة منها ما لم يتم التوجه نحو إنتاج بدائل لها تقترب من مستوى جودتها. وتبعاً لتحليل سلوك

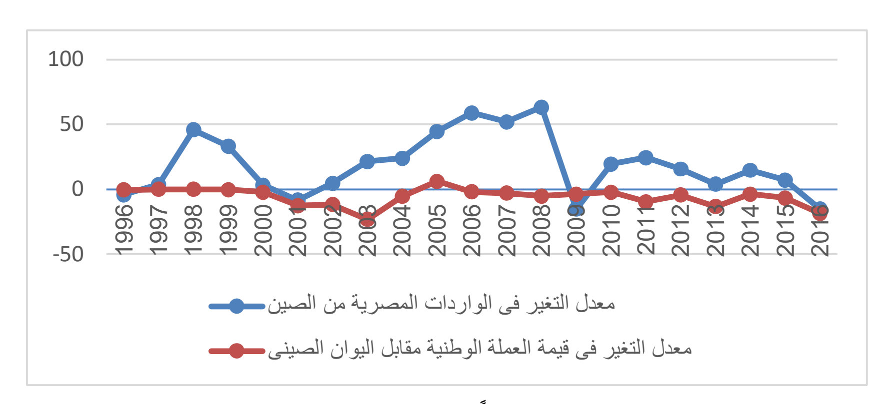
الواردات في الشكل (3) بوجه عام، يمكن القول أنه قد يتنافى مع إمكانية تحقق فرضية **J** في الأجل الطويل.

شكل (2) تطور معدلات تغير كل من قيمة العملة الوطنية والصادرات المصرية إلى الصين خلال الفترة (1996-2016)



المصدر: إعداد الباحثة اعتماداً على (UNCTAD statistics)

شكل (3) تطور معدلات تغير كل من قيمة العملة الوطنية والواردات المصرية من الصين خلال الفترة (1996- 2016)



المصدر: إعداد الباحثة اعتماداً على (UNCTAD statistics)

ومما تقدم يتضح أنه من الصعوبة الاعتماد فقط على تحليل عناصر الميزان التجاري في إصدار حكم نهائي حول إمكانية تحقق فرضية منحنى **J** في الأجل الطويل على العلاقة

التجارية بين مصر والصين من عدمه. حيث يأتي سلوك الصادرات في صالح تأييد تحققها، ويأتي سلوك الواردات في غير صالحها. مع ملاحظة ان معدلات الزيادة في الصادرات في الشكل (2) تبدوا أعلى من معدلات الزيادة في الواردات الموجودة بالشكل (3) مما يرجح امكانية تحقق الفرضية في الأجل الطويل.

هذا ويزداد الأمر صعوبة عد النظر لما كان بشأن الأجل القصير من استدلالات اعتماداً على الشكلين (2)، (β معاً. وهو ما يمكن تتبعه من خلال التأثير المتزامن خلال نفس العام الذي شهد اتخاذ السلطة النقدية قرار التخفيض اخذاً في الاعتبار امكانية أن يمتد هذا التأثير تبعاً لأغلب الدراسات بحد أقصى للعامين التاليين للقرار. وقد ظهر ذلك خلال عامي 2016 و2003. فقد فقدت العملة نحو 23% عن قيمتها أمام اليوان في عام 2003 مقارنة بالعام السابق عليه، وتزامن مع ذلك تراجع الصادرات ونمو الواردات، مما يعنى إمكانية تحقق فرضية منحنى **J** في الأجل القصير. ولكن مع قرار تعويم أسعار الصرف عام 2016 وتدهور قيمة الجنيه بنحو 18% في مقابل اليوان فقد تراجعت قيمة الصادرات المصرية للصين بنحو 12.6% مقارنة بالعام 2015كما تراجعت الواردات أيضاً بمعدل اعلى يناهز 15%، مما يعنى إمكانية عدم تحقق فرضية منحنى **J** في الأجل القصير. وأمام تلك الغموض تأتى ضرورة اللجوء إلى المنهجية القياسية للحكم على مدى تحقق الفرضية في الاجلين الطويل والقصير.

4- قياس أثر تغير قيمة العملة الوطنية على الميزان التجاري مع الصين

تهدف الدراسة من قياس أثر تخفيض العملة الوطنية الوصول إلى الحكم بشأن مدى اطباق فرضية منحنى **J** في الأجلين الطويل والقصير على واقع الميزان التجاري المصري مع الصين من عدمه. وفيما يلي توصيف ملامح النموذج العام الذي اعتمد عليه النموذج القياسي لهذه الدراسة، ثم مكونات النموذج القياسي للدراسة، وأخيراً نتائجه في الأجلين القصير والطويل.

4-1 توصيف النموذج العام لمحددات الميزان التجاري

يتطرق النموذج العام إلى تلك العوامل الحاكمة لسلوك الميزان التجاري، والتي ظهرت واضحة في دراستي **(Rose and Yellen, 1989; Ziramba and Chifamba, 2014)**. يبدأ النموذج بالعوامل التي تحكم سلوك كل من الصادرات والواردات، ومنها يتم استخلاص العوامل التي تحكم أداء الميزان التجاري. فالصادرات تعد دالة في كل من الدخل الأجنبي وسعر الصرف الإسمي، في حين تعد الواردات دالة في كل من سعر الصرف الإسمي والدخل المحلى وذلك على النحو التالي:

$$X_t = \left[\frac{P_t}{P*_t \, E_t} \right]^{\lambda} . \left(Y_t^* \right)^{\alpha} \quad .... (1)$$

$$M_t = \left[\frac{P*_t \, E_t}{P_t} \right]^{\mu} . \left(Y_t \right)^{\delta} \quad .... (2)$$

حيث M,X تمثل أحجام الصادرات والواردات على التوالي. E تشير إلى سعر الصرف الاسمى الذى يعرف باعتباره السعر المحلى للعملة الأجنبية. P*,P تمثل مستويات الأسعار المحلية والأجنبية. أما $Y*_t$, Y_t تمثل مستويات الدخل المحلية والأجنبية على التوالي. المعلمات λ ,μ هي مرونات الصادرات والواردات لسعر الصرف الحقيقي. أما α ,δ فهي المرونات الدخلية للصادرات والواردات.

ومع أخذ اللوغاريتم الطبيعي للطرفين يتضح أن:

$$\text{Ln}\, X_t = \lambda \left[\text{Ln} P_t - \text{Ln} P_t^* - \text{Ln} E_t \right] + \alpha \text{Ln}\, Y_t^* ....(3)$$

$$\text{Ln}\, M_t = \mu \left[\text{Ln} P_t^* + \text{Ln}\, E_t - \text{Ln} P_t \right] + \delta \text{Ln}\, Y_t ....(4)$$

ومـع التعبيـر عـن الصـيغة $\text{Ln}\,P_t^* + \text{Ln}\;E_t - \text{Ln}\,P_t$ بكونهـا تمثـل e_t Ln أي اللوغاريتم الطبيعي لسعر الصرف الحقيقي. وأيضاً إضافة الميزان التجاري TB_t باعتباره يمثل نسبة الصادرات إلى الواردات، فإنه يمكن استبدال المعادلتين (3) , (4) بالمعادلة الآتية:

$$\text{Ln}TB_t = \delta\,\text{Ln}\;Y_t + \alpha\text{Ln}\;Y_t^* + \pi\,\text{Ln}\;e_t\,........(5)$$

فهذه المعادلة تعكس المحددات الثلاثة للميزان التجاري ممثلة في كل من الدخل المحلى للدولة والدخل الأجنبي لشركائها وسعر الصرف الحقيقي. وتمثل π معلمة مرونة الميزان التجاري لتغيرات سعر الصرف الحقيقي، وهي محصلة تفاعل المعلمتين λ و μ حيث - = $\pi(\lambda + \mu)$.

4-2 مكونات النموذج القياسي للدراسة والعلاقات المتوقعة

استناداً لما تقدم، فإن دالة الميزان التجاري للعلاقة بين مصر والصين سوف تأخذ الشكل التالي:

$$TBE = f\,(YE,\; YC,\, RX)$$

TBE = الميزان التجاري المصري مع الصين، وهو محسوب باعتباره قيمة حصيلة الصادرات المصرية إلى الصين بالنسبة إلى قيمة مدفوعات الواردات المصرية من الصين. ويرجع استخدام صيغة نسبة الصادرات إلى الواردات إلى كونها تجعل قياس الميزان التجاري خالي من أثر وحدات القياس بالإضافة لكونها الاوسع انتشارا في غالبية الدراسات.

YE = الدخل المحلى، وهو الناتج المحلى الإجمالي الحقيقي لمصر بالأسعار الثابتة لعام 2005.

YC = الدخل الخارجي، وهو الناتج المحلى الإجمالي الحقيقي للصين بالأسعار الثابتة لعام 2005.

RX= سعر الصرف الحقيقي، وهو محسوباً تبعاً للقاعدة الآتية.[PC.NX/PE] تمثل PC الرقم القياسي العام لأسعار المستهلكين في الصين ، NX هو سعر الصرف الاسمى باعتباره عدد الجنيهات المصرية مقابل اليوان الصيني، PE هو الرقم القياسي العام لأسعار المستهلكين في مصر. وقد تم استخدام سنة الأساس 2005 لتلك الارقام القياسية.

وبالنظر إلى العلاقات المتوقعة بين كل محدد من الثلاثة وبين سلوك الميزان التجاري، يتضح أن تأثير الدخل سواء المحلى أو الخارجي سوف يتوقف على العلاقة بين عوامل جانبي العرض والطلب **(Alimi and Muse, 2012; Baba and Yazici, 2016)**. ذلك أنه إذا كانت الزيادة في الدخل المحلى سوف تسمح بزيادة قدرة الدولة على التصدير فيما يعرف بأثر النمو المحفز للصادرات Growth-Driven Exports، فإنه من المتوقع أن يكون تأثير الدخل المحلى إيجابياً على الميزان التجاري للدولة. أما إذا ما كانت الزيادة في الدخل المحلى ستؤدى إلى زيادة الواردات من السلع الصينية، فإن التأثير سيكون سلبياً على الميزان التجاري لمصر. وعلى الجانب الآخر، فإن ارتفاع الدخل الأجنبي للشريك التجاري قد يؤدى إلى زيادة الطلب الأجنبي على الواردات من مصر، ومن ثم تزيد الصادرات المصرية ويتحسن الميزان التجاري لمصر. إلا أنه إذا كان ارتفاع الدخل الأجنبي يعزى إلى زيادة الناتج من السلع التي تحل محل الواردات القادمة من مصر، فإنه من المتوقع أن يتدهور وضع الميزان التجاري المصري.

وبصدد التعرف على تأثير تغيرات سعر الصرف الحقيقي بين الجنيه المصري واليوان الصيني على الميزان التجاري لمصر، فإنه لابد من النظر إلى زمن هذا التأثير، ومن ثم إدخال التأثير في الأجلين القصير والطويل بما يساعد في الحكم على مدى تحقق فرضية منحنى **J** على العلاقة بين مصر والصين من عدمه. ذلك أن الحكم بتحقق تلك الفرضية في الأجل الطويل يعنى أن الميزان التجاري لمصر يتأثر طردياً بتغير سعر الصرف الحقيقي، في حين أنه في الأجل القصير يتأثر عكسياً بهذا التغير.

وللوقوف على طبيعة التأثير خلال الآجال الزمنية المختلفة، فقد طبقت الدراسة منهجية الانحدار الذاتي للمبطنات الموزعة ARDL **(Pesaran et al., 2001)**. فهذه المنهجية تتسم بقدرتها على التميز بين كل من التأثيرات في الأجل القصير والأجل الطويل بين

المتغيرات. فضلاً عن كونها تلائم العينات الصغيرة. وبالتالي فهي تناسب موضوع هذه الدراسة من جهة، كما أنها تناسب حجم الفترة الزمنية التي توافرت فيها بيانات متغيرات نموذج الدراسة من جهة أخرى. هذا فضلاً عن كون هذه المنهجية لا تشترط في تطبيقها ضرورة تكامل المتغيرات من نفس الدرجة **(Thao and Hua, 2016)**.

هذا ومع استخدام الصيغة اللوغاريتمية بما يسمح برصد مرونات الاستجابة بين المتغيرات، فإن نموذج ARDL للدراسة الحالية سوف يأخذ الشكل التالي:

$$\Delta \mathrm{Log}(\mathrm{TBE}) = C + \beta_1 \mathrm{Log}(\mathrm{TBE}_{t-1}) + \delta_1 \mathrm{Log}(\mathrm{YE}_{t-1}) + \alpha_1 \mathrm{Log}(\mathrm{YC}_{t-1}) + \pi_1 \mathrm{Log}(\mathrm{RX}_{t-1})$$
$$+ \sum_{i=1}^{p} \beta_{2i} \Delta \mathrm{Log}(\mathrm{TBE}_{t-i}) + \sum_{i=1}^{K} \delta_{2i} \Delta \mathrm{Log}(\mathrm{YE}_{t-i}) + \sum_{i=1}^{m} \alpha_{2i} \Delta \mathrm{Log}(\mathrm{YC}_{t-i})$$
$$+ \sum_{i=1}^{n} \pi_{2i} \Delta \mathrm{Log}(\mathrm{RX}_{t-i}) + \mu_t$$

تسبق معلمات الأجل القصير المتغيرات عند أخذ الفروق لها، وتسبق معلمات الأجل الطويل المتغيرات دون أخذ الفروق لها. ومن خلال تتبع تلك المعلمات يمكن القول أن تحقق فرضية منحنى **J** في الأجل الطويل يعنى أن تكون π_1 التي هي معلمة تأثير سعر الصرف الحقيقي على الميزان التجاري ذات قيمة موجبة ومعنوية، على أن تكون π_{2i} التي هي معلمة تأثير سعر الصرف الحقيقي على الميزان التجاري ذات قيمة سالبة ومعنوية حتى يمكن الحكم بتحقق الفرضية في الأجل القصير.

3-4 نتائج النموذج القياسي

استخدمت الدراسة البيانات عن الفترة (1995-2016) كما هو موضح بالجدول (1)، وذلك استناداً لما توافر في قاعدة البيانات الصادرة عن الأمم المتحدة بشأن مؤشرات التجارة **(UNCTAD statistics)**.

جدول (1): التوصيف الإحصائي لبيانات النموذج

	TBE	YC	YE	RX
Mean	0.100584	2926073.	102625.4	0.610610
Median	0.092809	2455409.	97688.54	0.595245
Maximum	0.234841	6148251.	149133.0	0.779828
Minimum	0.013166	958039.5	61117.07	0.502475
Std. Dev.	0.058958	1677922.	28516.62	0.076636
Skewness	0.494232	0.531866	0.134999	0.697788
Kurtosis	2.567635	1.930654	1.609849	2.862861
Jarque-Bera	1.067001	2.085444	1.838301	1.802570
Probability	0.586548	0.352494	0.398858	0.406048
Sum	2.212852	64373608	2257758.	13.43343
Sum Sq. Dev.	0.072996	5.91E+13	1.71E+10	0.123333
Observations	22	22	22	22

المصدر: إعداد الباحثة.

وقد تم الكشف عن مدى سكون المتغيرات باستخدام اختبار Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS الذي يلائم العينات صغيرة الحجم والذي تتجه عدد من الدراسات الحديثة لاستخدامه كما هو الحال في دراستي **(Diebold and Kilian, 2000; Thao and Hua, 2016)**. وتتمثل فرضية العدم له في أن المتغير يحتوي على جذر الوحدة أي أنه غير ساكن. ويوضح الجدول (2) نتائج إجراء الاختبار، حيث تشير النتائج إلى تنوع درجة سكون المتغيرات بين المستوى الصفري والفرق الأول. فقد جاءت المتغيرات الممثلة في كل من الميزان التجاري وسعر الصرف الحقيقي ساكنة عند الفرق الأول، في حين جاءت المتغيرات الممثلة لكل من الدخل المحلي والدخل الخارجي ساكنة عند المستوى الصفري. ومع هذا التنوع في درجة سكون السلاسل الزمنية المستخدمة تتأكد الحاجة إلى استخدام منهجية ARDL.

جدول (2): نتائج اختبار DF-GLS لمدى سكون للبيانات

المتغير في شكله اللوغاريتمي	عند المستوى الصفري	عند الفرق الأول
TBE	**- 2.806300 (0)**	**-7.012806* (0)**
YE	**- 3.403435** (2)**	**-2.307461 (0)**
YC	**- 3.516193** (3)**	**-1.553834 (0)**
RX	**- 2.418419 (1)**	**-2.968398***(0)**

القيم الحرجة (حالة قاطع واتجاه)	**-3.770000 (1%)** **-3.190000 (5%)** **-2.890000 (10%)**

المصدر: إعداد الباحثة.

- **القيم بين الأقواس تشير إلى فترات الإبطاء المختارة تلقائياً.**

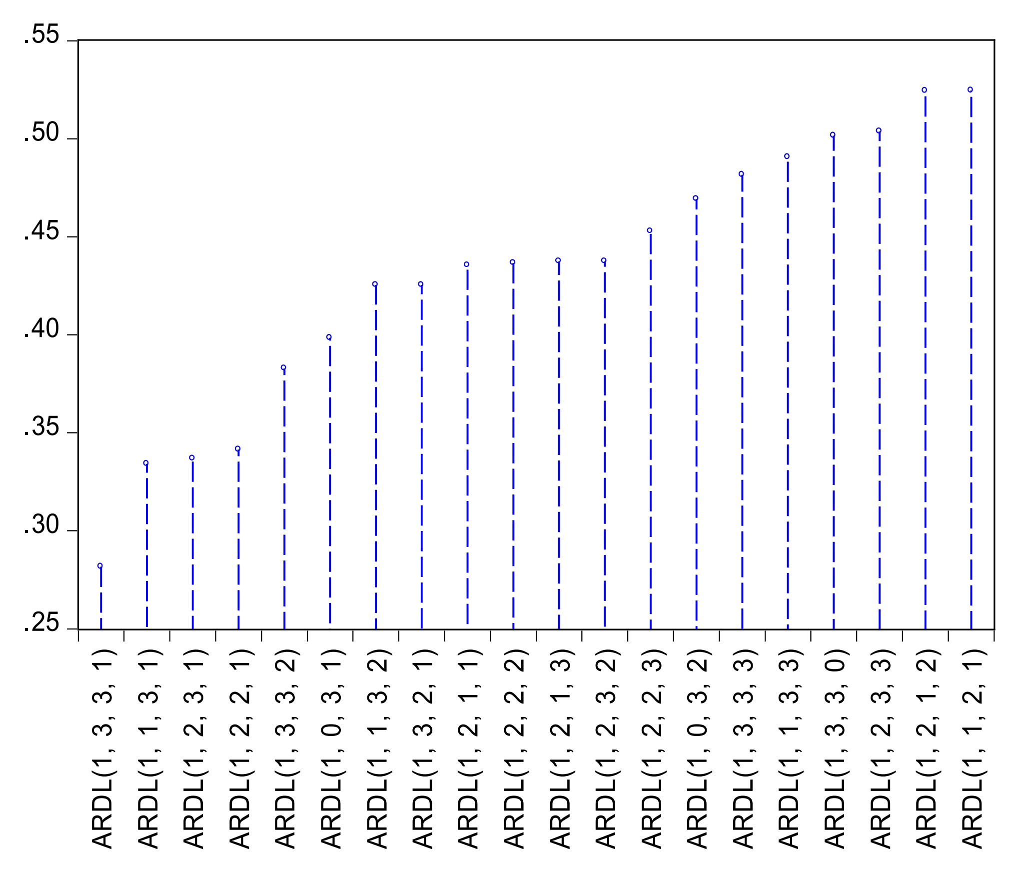
-* **معنوي عند 1%، ** معنوي عند 5%، *** معنوي عند 10%**

وباستخدام برنامج Eviews 9.5 تم تطبيق منهجية ARDL، حيث تبين وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات. وقد تمثلت فترات الإبطاء المختارة تلقائياً باستخدام Akaike information criteria في (1,3,3,1) ARDL. وتبعاً لهذه الفترات وصل معيار Akaike إلى قيمته الدنيا بما يضمن الوصول للنموذج الأفضل للعلاقة بين المتغيرات. والشكل (4)يوضح فترات الإبطاء تبعاً لهذا المعيار.

وقد أظهرت نتيجة اختبار F للحدود F-Bounds test تأييداً لرفض الفرض العدمي وقبول الفرض البديل للاختبار. الأمر الذي يعنى تحقق علاقة التكامل المشترك بين المتغيرات في الأجل الطويل، وذلك عند مستوى معنوية 1%. فقد كانت القيمة الإحصائية لاختبار F وهى 12.89**تفوق** الحد الأعلى عند مستوى المعنوية 1% والذي كان قد بلغ 4.66، علماً بأن الحدود الدنيا والعليا عند مستوى المعنوية 5% قد بلغت 2.79 و3.67، في حين بلغت تلك الحدود عند مستوى المعنوية 10% على التوالي 2.37 و3.2.

وقد أكدت النتائج خلو النموذج من المشكلات القياسية استناداً إلى اختبارات فحص النموذج. فقد أفاد اختبار Breusch - Godfrey Serial Correlation LM أن القيمة الاحتمالية لاختبار F قد بلغت 0.1577، مما يعنى عدم وجود مشكلة الارتباط التسلسلي بين الأخطاء. كما أشار اختبار Heteroskedasticity Breusch- Pagan-Godfrey إلى أن القيمة الاحتمالية قد بلغت 0.1862 وهي تفوق 0.05، ومن ثم انتقاء مشكلة عدم ثبات تباين الخطأ. وقد أكد اختبار Ramsey Reset بقيمة احتمالية وصلت إلى 0.7854 على ملاءمة الشكل الدالي للنموذج. وقد اتبعت الأخطاء العشوائية في النموذج التوزيع المعتاد بقيمة احتمالية بلغت 0.6669استناداً إلى اختبار Jarque-Bera.

شكل (4): فترات الابطاء للنموذج



المصدر: إعداد الباحثة.

ويمكن تتبع قيم المعلمات المقدرة للمتغيرات في الأجل الطويل، والتي جاءت جمعها معنوية عند مستوى **5%** من خلال جدول (3). وهو يوضح أن نمو الدخل الصيني من شأنه أن يؤدى إلى تدهور وضع الميزان التجاري المصري مع الصين. ذلك أن ارتفاع الدخل الصيني سوف ينعكس سلبياً على الميزان التجاري لمصر. ويمكن تفسير ذلك استناداً إلى التوجه الصيني المستمر نحو تعزيز قدرتها التنافسية بوجه عام. وهي تسعى لتحقيق ذلك ليس فقط من خلال زيادة صادراتها، بل وأيضاً من خلال إنتاج بدائل الواردات محلياً وتنويع مصادر الحصول على الموارد التي لا تتوافر لديها خاصة التي تتعلق بالموارد

الطبيعية المعدنية. ومع نجاحها في الأجل الطويل في زيادة الناتج من السلع التي تحل محل الواردات من مصر، سوف يتراجع الطلب على الصادرات المصرية إليها ومن ثم تقل نسبة الصادرات المصرية إلى الصين مقارنة بوارداتها منها فيتراجع وضع الميزان التجاري لمصر. خاصة وأن أغلب الصادرات المصرية لها تتمثل في مواد البناء والكيماويات والأسمدة والجلود التي من السهل إنتاج بدائل لها **(Abu Hatab et al. , 2012)**

وقد جاءت المعلمة المقدرة للمرونة الجزئية للميزان التجاري المصري بالنسبة للدخل المحلى في الأجل الطويل موجبة وذات قيمة مرتفعة. الأمر الذي يعكس وجود تأثير إيجابي واضح لتحسن الدخل المحلى. ويرجع ذلك إلى كون الزيادة في الدخل المحلى من شأنها أن تسمح على المدى البعيد بتهيئة بيئة ملائمة لتنشيط الصادرات وتحسين جودتها، وهو ما يتفق مع أثر النمو المحفز للصادرات. وهذه النتيجة تتفق مع ما توصلت إليه عدد من الدراسات التي أجريت على الدول النامية، وتوصلت إلى تأييد تحقق هذا الأثر في الأجل الطويل **(Alimi and Muse, 2012)**.

أما بصدد تأثير تغيرات سعر الصرف الحقيقي على وضع الميزان التجاري المصري، فإن معلمة التأثير جاءت موجبة ومعنوية. ذلك أن ارتفاع سعر الصرف الحقيقي والذي يعنى انخفاض قيمة العملة الوطنية مقابل اليوان الصيني سوف يؤدى إلى تحسن وضع الصادرات المصرية إلى الصين مقارنة بوارداتها منها، مما يعنى تحسن وضع الميزان التجاري المصري في علاقته مع الصين. وتبعاً للقيمة المقدرة للمرونة الجزئية، فإن ارتفاع سعر الصرف الحقيقي بنسبة 1% سوف يترتب عليه ارتفاع الميزان التجاري لصالح مصر بنسبة تبلغ نحو 2.6%. واستناداً إلى هذه النتيجة، فقد تحققت فرضية منحنى **J** في الأجل الطويل على الاقتصاد المصري. هذا مع الاحاطة بأنه لا يوجد تناقض بين ما تم التوصل إليه هنا وما كان من شأن تحليل العلاقة بين عناصر الميزان التجاري وتطور العملة المذكور آنفاً. فتحقق الفرضية من خلال التحليل القياسي يشير إلى كون معدلات الزيادة في الصادرات المصرية للصين استجابة لانخفاض قيمة العملة الوطنية كانت أعلى من معدلات الزيادة في الواردات المصرية من الصين. وهو ما يمكن التحقق منه بالنظر للشكلين (2)، (3).

جدول (3): نتائج تقدير النموذج في الأجل الطويل

المتغيرات المستقلة	القيمة المقدرة لمعامل الانحدار	قيمة الاحتمال
Log (YC)	-16.75792**	0.0267
Log (YE)	35.54680**	0.0260
Log (RX)	2.624486**	0.0124
C	-161.7435**	0.0245

المصدر: إعداد الباحثة.

-* معنوي عند 1%، ** معنوي عند 5%، * معنوي عند 10%**

ويشير الجدول (4) إلى نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ، ويتضح من قيمة معامل التحديد للنموذج ارتفاع القدرة التفسيرية له. فقد تمكنت المتغيرات المستقلة ممثلة في كل من الدخل المحلى والدخل الصيني وسعر الصرف الحقيقي من تفسير نحو 93% من التغيرات التي تحدث في وضع الميزان التجاري، في حين يقتصر تفسير الخطأ العشوائي على7% من التغيرات فيه. وقد جاءت قيمة معامل تصحيح الخطأ سالبة ومعنوية عند مستوى 1%، مما يؤكد ما سبق التوصل إليه بشأن وجود علاقة توازنيه طويلة الأجل بين المتغيرات. ويلاحظ أن قيمة المعامل تتراوح بين 1–2. وهو ما يعنى أن عملية استعادة التوازن عند حدوث انحراف عن الوضع التوازني سوف لا تتبع الشكل المعتاد**monotonically** فهناك اختلالات في مسار عملية التعديل ولكنها اختلالات تتبع طريقة تقاربية **dampening manner** لحين يتم الوصول للتوازن مرة اخرى **(Narayan and Smyth, 2006)**.

وعند مقارنة النتائج المتعلقة بكل من الدخل الصيني والدخل المحلى في الجدول (4) بنظائرها في الأجل الطويل من الجدول (3)، يتضح أن تأثير كل منها قد جاء مخالفاً عما كان عليه في الأجل الطويل عند اخذ فترتي ابطاء. ففي الأجل القصير جاء تأثير كل من الدخل الصيني والدخل المحلى مرتبطاً بالعلاقة الموجبة بين الدخل والواردات متفقاً بذلك مع النظرية الاقتصادية. ذلك أن ارتفاع الدخل الصيني خلال عامين سابقين سوف يؤدى إلى زيادة الطلب على وارداتها القادمة من مصر حالياً، في حين ارتفاع الدخل المحلى منذ عامين سابقين سوف يؤدى إلى زيادة الطلب على الواردات القادمة من الصين حالياً.

وباللي، فإنه في الأجل القصير يكون للنوع الأول من الدخل تأثيراً إيجابياً على وضع الميزان التجاري من مصر والصين عند معنوية 10 %، في حين يكون للنوع الثاني من الدخل تأثيراً سلبياً عليه عند معنوية 1%.

وتشير القيمة المقدرة للمرونة الجزئية للميزان التجاري المصري بالنسبة لتغيرات سعر الصرف الحقيقي في الجدول (4) إلى عدم تحقق فرضية منحنى **J** في الأجل القصير. ذلك أن قيمة المعلمة المقدرة لتأثير سعر الصرف الحقيقي جاءت غير معنوية. وقد اتفقت الدراسة الحالية مع عدد من الدراسات السابقة بشأن ذلك **Ahmad and Yang, 2004;Yuen-Ling et al. , 2008; Akpansung and Babalola, 2013)**). وهنا ينبغي الاشارة الى ضرورة التعامل مع هذه النتيجة بشيء من الحذر لكونها تتعلق بالتأثير في نفس العام. حيث لم يظهر النموذج ARDL (1,3,3,1) في الأجل القصير تبعاً لفترات ابطائه المحددة تلقائياً باستخدام معيار Akaike information criteria أي صورة مبطئة لسعر الصرف الحقيقي واقتصر الأمر على تأثيره الحالي فقط، في حين اظهر النموذج صورة مبطئة لباقي المتغيرات.

جدول (4): نتائج تقدير نموذج تصحيح الخطأ

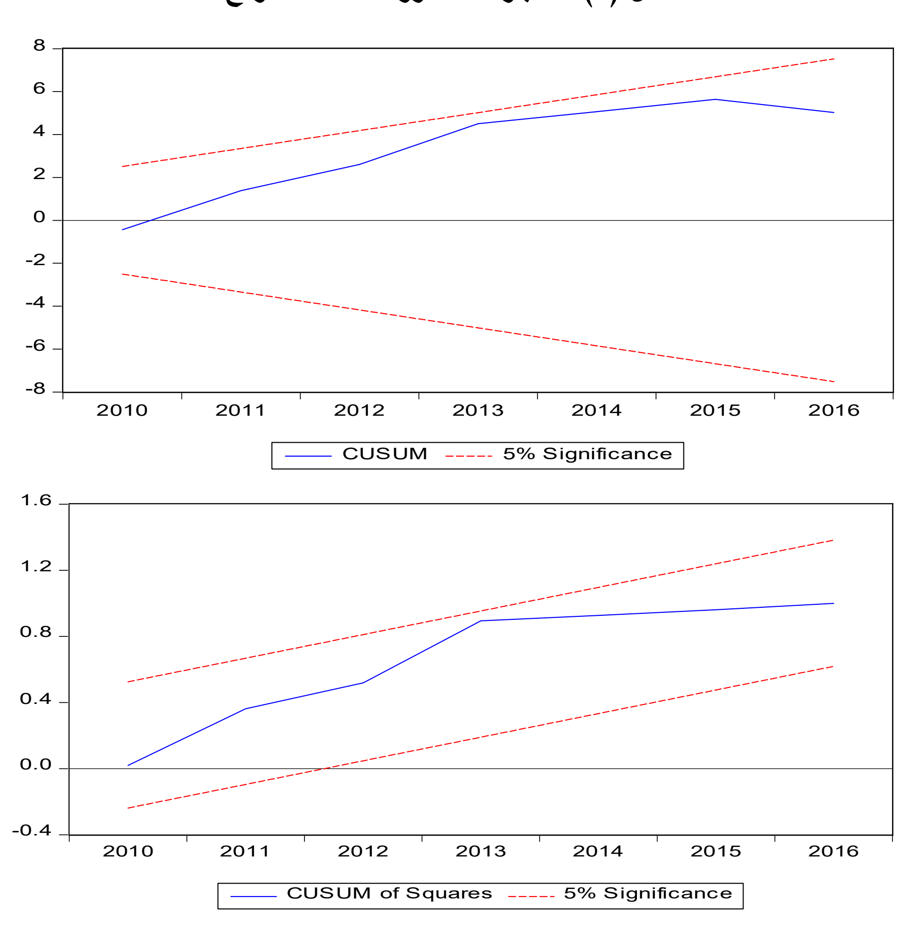
المتغيرات المستقلة	القيمة المقدرة لمعامل الانحدار	قيمة الاحتمال
Dlog (YC)	-8.680300***	0.0714
Dlog (YC (-1))	-8.442762	0.1588
Dlog (YC (-2))	8.415674***	0.0808
Dlog (YE)	4.601692	0.3432
Dlog (YE(-1))	-9.746999***	0.0982
Dlog (YE(-2))	-17.71124*	0.0041
Dlog (RX)	0.890648	0.2254
Coint Eq. (-1)	-1.121958*	0.0000
R^2	0.930756	

المصدر: إعداد الباحثة.

- * معنوى عند 1%، ** معنوى عند 5%، * معنوي عند 10%**

وللتحقق من مدى استقرار المعلمات التي تم تقديرها في نموذج الدراسة في الأجلين القصير والطويل، فقد تم الاعتماد على اختباري المجموع التراكمي للبواقي المتكررة Cumulative Sum of Recursive Residual والمجموع التراكمي لمربعات البواقي المتكررة Cumulative Sum of Squares of Recursive Residual وهي الموضحة بالشكل (5) على التوالي تحت مسمى CUSUM,CUSUM of Squares. حيث يظهر من خلالهما أن المعلمات مستقرة، حيث تقع القيم الإحصائية لكل من الاختبارين داخل الحدود الحرجة، وذلك عند معنوية 5%.

شكل (5): اختبارات استقرار معلمات النموذج



المصدر: إعداد الباحثة.

وأخيراً تجدر الإشارة إلى أن استكمال متطلبات الحكم على جودة النموذج تستوجب التعرف على مدى قدرته التنبؤية. وقد اعتمدت الدراسة في قياس تلك القدرة على اختبار معامل عدم التساوي Theil Inequality Coefficient. وهو يعد من أكثر الاختبارات شيوعاً في هذا الشأن (الشوربجى، 2007). وقد سجل المعامل قيمة بلغت 0.08، وهي قيمة منخفضة بوضوح تقل عن الواحد الصحيح. وقد تأكد ذلك من خلال تحليل مصادر عدم التساوي كما في الجدول (5). وهي تتمثل في كل من نسبة التحيز Bias Proportion ونسبة التباين Variance proportion التي تدنت للغاية لتقترب من الصفر. ونسبة التغاير Covariance Proportion التي تقترب عن الواحد الصحيح. واستناداً إلى نتائج الجدول (5)، فإن نموذج الدراسة له قدرة جيدة على التنبؤ بما يفيد صانعي السياسات الاقتصادية

جدول (5) اختبار القدرة التنبؤية للنموذج

Theil Inequality Coefficient	Bias Proportion	Variance Proportion	Covariance Proportion
0.081354	0.002036	0.017414	0.980551

المصدر: إعداد الباحثة.

5- الخاتمة والتوصيات

تمثل الهدف الرئيسي من إجراء تلك الدراسة في اختبار مدى انطباق فرضية منحنى **J** في كل من الاجلين الطويل والقصير على وضع الميزان التجاري المصري مع الصين. وقد اعتمدت لدراسة على البيانات المتوفرة والتي امتدت تبعاً لما توافر من بيانات من عام 1995 وحتى عام 2016. وقد واكبت تلك الفترة القرارات الحكومية بصدد التحول نحو تحرير سعر الصرف، والتي امتدت آثارها لارتفاع سعر صرف اليوان مع الجنيه المصري ومن ثم انخفاض قيمة العملة الوطنية أمام اليوان الصيني.

وبمقارنة اتجاهات تطور عناصر الميزان التجاري ممثلة في كل من الصادرات المصرية إلى الصين ووارداتها منها مع اتجاهات انخفاض قيمة العملة الوطنية مقابل اليوان التي سادت خلال هذه الفترة. فقد اتضح أن هناك ثمة اتجاهات متعاكسة بين تطور الصادرات

وانخفاض قيمة العملة الوطنية في عدد كبير من سنوات الفترة. الأمر الذي يأتي متوافقاً مع فرضية منحنى **J** في الأجل الطويل. في حين جاء سلوك تطور الواردات منافياً لتلك الفرضية، حيث أنه عند تحليل مسارها خلال معظم سنوات فترة الدراسة، فقد تبين أن الواردات لم تتجه للانخفاض بل إلى الزيادة على الرغم من انخفاض قيمة العملة الوطنية. الأمر الذي يعكس حقيقة عدم مرونة نوعية السلع التي يتم استيرادها من الصين. فهي سلع مصنعة ذات مستوى تكنولوجي مرتفع ليس لها بدائل محلية بنفس الجودة.

وقد ساهم المنهج القياسي الذي اعتمدت عليه الدراسة في إصدار الحكم على مدى تحقق الفرضية في الأجلين القصير والطويل، أخذاً في الاعتبار العلاقة بين تغيرات سعر الصرف الحقيقي ووضع الميزان التجاري معبراً عنه بنسبة الصادرات إلى الواردات. فقد أسفر تطبيق نموذج ARDL خلال فترة الدراسة عن تحقق فرضية منحنى **J** في الأجل الطويل. فقد اتضح أن ارتفاع سعر الصرف الحقيقي ومن ثم انخفاض قيمة العملة الوطنية أمام اليوان بنسبة مئوية واحدة يؤدى إلى تحسن وضع الميزان التجاري لمصر مع الصين بنسبة 2.6% عند معنوية 5%. وبمقارنة نتائج الجانب التحليلي مع نتائج المنهج القياسي يمكن الخروج بنتيجة مفاداها أن تأثير الصادرات كان هو الأوضح على الميزان التجاري للعلاقة بين مصر والصين، حيث كانت معدلات زيادة الصادرات استجابة لانخفاض قيمة العملة الوطنية تفوق معدلات زيادة الواردات.وهذا بالفعل ما كان واضحاً من الأشكال البيانية التي تضمنها تحليل علاقة عناصر الميزان التجاري بتغير سعر الصرف بين مصر والصين.

كما أظهر نموذج تصحيح الخطأ في الأجل القصير باستخدام منهجية ARDL أن تخفيض قيمة العملة الوطنية في العام الحالي لا يمارس تأثيراً معنوياً على وضع الميزان التجاري خلال نفس العام. الامر الذي يتنافى مع فرضية منحنى **J** في الأجل القصير. وقد اتفقت الدراسة الحالية مع عدد من الدراسات السابقة بشأن تلك النتيجة. وهنا ينبغي الاشارة الى ضرورة التعامل مع هذه النتيجة بشيء من الحذر لكونها تتعلق بالتأثير في نفس العام. حيث لم يظهر النموذج ARDL (1,3,3,1)في الأجل القصير تبعاً لفترات ابطائه المحددة تلقائياً باستخدام معيار Akaike information criteria أي صورة

مبطئة لسعر الصرف الحقيقي واقتصر الأمر على تأثيره الحالي فقط، في حين اظهر النموذج صورة مبطئة لباقي المتغيرات.

وتشير النتائج الموضحة أعلاه إلى أن تغيرات قيمة العملة الوطنية أمام اليوان تعد عاملاً هاماً في التأثير على وضع الميزان التجاري لمصر في علاقتها مع الصين. وأن تأثير تغيرات قيمة العملة إنما ينعكس أساساً على الصادرات المصرية للصين التي يزيد الطلب عليها مع انخفاض أسعارها عند انخفاض قيمة العملة. أما عن واردات مصر من الصين فهي في الغالب لا تستجيب بشكل كبير للانخفاض في قيمة العملة.

وتبعاً لذلك، توصى الدراسة صانعي القرارات الاقتصادية بما يلي:

1- ضرورة الاهتمام بالعلاقة التوازنية بين الجنيه المصري والليوان الصيني، وذلك بما يحافظ على وضع العملة الوطنية وتحقيق مصالح الميزان التجاري.

2- اعتبار انخفاض قيمة العملة أحد الحلول التي تساعد على تحسين وضع الميزان التجاري لمصر في علاقتها مع الصين، ولكن لا يجب ان يمتد الامر لاعتباره الحل الوحيد خاصةوأن تأثيره على جانب الواردات لا يبدو واضحاً .

3- الاهتمام بتنويع الصادرات المصرية المتجهة للصين ورفع مستوى جودتها، وهنا تظهر أهمية الصادرات من أنشطة التراث ومن الصناعات الحرفية والمشروعات الصغيرة.

4- إجراء المزيد من الدراسات حول السوق الصيني ومتطلباته لضمان زيادة مجالات تسويق الصادرات.

5- ضرورة البحث عن سبل تخفيض حجم الواردات المصرية من الصين، من خلال زيادة الإنفاق على البحث والتطوير ورفع المستوى التكنولوجي للإنتاج على نحو يساعد على إنتاج بدائل محلية لها.

6- دعم سياسات حفز الصادرات من خلال سياسات حفز النمو الاقتصادي، حيث اظهرت الدراسة ارتفاع قيمة التأثير الإيجابي الذي يمارسه نمو الدخل المحلى على الميزان التجاري في الاجل الطويل.

7- اجراء المزيد من البحوث حال توافر قواعد معلومات تتضمن بيانات لفترات زمنيه اطول وعلى مستوى أكثر تفصيل حول الشراكة التجارية بين مصر والصين.

المراجـــع

أولاً : المراجع العربية:

- الباجورى، خ. (2016). تأثير الفروق في أسعار صرف الجنيه المصري على الاقتصاد المصري، اتحاد الغرف العربية، أكتوبر.
- البنك المركزي المصري. التقرير السنوي، سنوات مختلفة.
- الشوربجى، م. (2007) . أثر النمو الاقتصادي على العمالة في الاقتصاد المصري، *مجلة اقتصاديات شمال إفريقيا*، مخبر العولمة واقتصاديات شمال إفريقيا، جامعة حسيبة بن بو على بالشلف، الجزائر، العدد السادس.
- على، ن. (2013) . أثر الواردات الصينية على التشغيل في جمهورية مصر العربية، *المجلة العلمية للبحوث الصينية المصرية*، جامعة حلوان، المجلد الثاني، العدد الثالث، يوليو.
- كمال، س. (2016). اختبار منحنى J للتجارة الخارجية في الجزائر دراسة قياسية من 1980-2015، *مجلة اقتصاديات شمال إفريقيا*، مخبر العولمة واقتصاديات شمال إفريقيا، جامعة حسيبة بن بو على بالشلف، الجزائر، العدد الخامس عشر.
- وهيبة، ق. (2017). أثر تخفيض سعر الصرف على الميزان التجاري الجزائري خلال الفترة 1994-2013، *رماح للبحوث والدراسات*، مركز البحث وتطوير الموارد البشرية، إصدار 21.

ثانياً : المراجع الأجنبية:

Abd-El-Kader, E. (2013). Is the J- Curve Effect Observable for Egypt Economy?, *Journal of Economic Cooperation and Development*, Vol. 34, No. 1, pp. 91-118.

Abu Hatab, A.; Shoumann, N. and Xuexi, H. (2012). Exploring Egypt-China Bilateral Trade: Dynamics and Prospects, *Journal of Economic Studies*, Vol. 39, No. 3, pp. 314-326.

Ahmad, J. and Yang, J. (2004). Estimation of the J-Curve in China. Economics Series East West Center Working Papers, No. 67.

Akpansung, A. and Babalola, S. (2013). Effects of Real Exchange Rate on Trade Balance: Empirical Evidence from Nigeria, *Asian Journal of Empirical Research*, Vol. 3, No. 5, pp. 605-617.

Alimi, S. and Muse, B. (2012). Export-led Growth or Growth-Driven Exports? Evidence from Nigeria, *British Journal of Economics, Management and Trade*, Vol. 3, No. 2, pp. 89-100.

Baba, A. and Yazici, M. (2016). The J- Curve hypothesis: An investigation of Bilateral Trade between Nigeria and European Union, *Journal of International and Global Economic Studies*, Vol. 9, No. 1, pp. 46-74.

Bahmani-Oskooee, M. and Hosny, A. (2013). Egypt-US Commodity Trade and J-Curve, *International Journal of Economics and Business Research,* Vol. 5, Issue 2, pp. 115-127.

Bahmani-Oskoosee, M. and Ratha, A. (2004). The J-Curve, A literature Review, *Applied Economics*, Vol. 36, Issue 13, pp. 1377-1398.

Bahmani-Oskoosee, M. and Wang, Y. (2011). The J-Curve: Evidence from Commodity Trade between US and China, *Applied Economics*, Vol. 40, Issue 21, pp. 2735-2747.

Bahmani-Oskoosee, M. and Zhang, R. (2013). The J-Curve: Evidence from Commodity Trade between UK and China, *Applied Economics*, Vol. 45, Issue 31, pp. 4369-4378.

Diebold, F. and Kilian, L. (2000). Unit Root Tests Are Useful for Selecting Forecasting Models, *Journal of Business and Economics Statistics*, Vol. 18, pp. 265-273.

Hacker, R. and Hatemi-J, A. (2003). Is the J- Curve Effect Observable for Small North European Economies?, *Open Economies Review*, Vol. 14, Issue 2, pp. 119-134.

Kulkarni, K. (2001). The J- Curve Hypothesis and Currency Devaluation: Cases of Egypt and Ghana, *Journal of Applied Business Research*, Vol. 12, No. 2, pp. 1-8.

Narayan, P.; Smyth, R. (2006). What Determines Immigration Flows from Low-income to High-income Countries? An Empirical Investigation of Fiji-U.S. Migragion 1972-2001, *Contemporary Economic Policy*, Vol. 24, No. 2, pp. 332-342.

Pesaran, M.; Shin, Y. and Smith, R. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships, *Journal of Applied Econometrics*, 16, pp. 289-326.

Rose, A. and Yellen, J. (1989). Is there a J-Curve?, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 24, Issue 1, pp. 53-68.

Suleman, S.; Cheema, A.; Riaz, M.; Yousef, M. and Shehzadi, A. (2014). Time Series Investigation of J- Curve of Pakistan with Saudi Arabia, *Journal of Finance and Economics*, Vol. 2, No. 6, pp. 210-214.

Suri, D. and Shome, S. (2013). Evidence of the J- Curve in India, *International Monthly Refereed Journal of Research in Management and Technology*, Vol. 2, Issue 3, pp. 15-23.

Thao, D. and Hua, Z. (2016). ARDL Bounds Testing Approach to Cointegration: Relationship International Trade Policy Reform and Foreign Trade in Vietnam, *International Journal of Economics and Finance*, Vol. 8, No. 8, pp. 84-94.

UNCTAD statistics. http://unctadstat.unctad.org/EN/

Yuen-Ling, N., Wai-Mun, H., and Geoi-Mei, T. (2008). Real Exchange Rate andTrade Balance Relationship: An Empirical Study on Malaysia, *International Journal of Business and Management,* Vol 3, No. 8, pp.130-137.

Ziramba, E. and Chifamba, R. (2014). The J-Curve Dynamics of South African Trade: Evidence from the ARDL Approach, *European Scientific Journal*, Vol. 10, No. 19, pp. 346-358.